労働分配率の安定と技術進歩率の測定方法

——Cobb-Douglas 生産関数の検証に関連して——

西川 憲 二

は じ め に

Solow が F.M. Fisher に語った経済現象「もし，Cobb-Douglas 型（C-D 型）生産関数をもちいた推定で労働分配率が25%，資本分配率が75%という逆の結果をえていたならば，いま我々は集計生産関数というようなものを議論していなかっただろう」(F.M. Fisher, 1971) は，単なる偶然の産物ではなく，次の条件があれば，C-D 型「所得」関数から C-D 型「生産」関数がえられる。即ち，クロス・セクション分析においては，「分配率の分散が小さいこと」と「説明変数である要素量と要素価格が無相関であること」である。他方，タイム・シリーズ分析においては，「分配率の分散が小さいこと」と「Solow の技術進歩率の定義」それ自体である。以上が，C-D 型「所得」関数から C-D 型「生産」関数がえられる為の十分条件である[1)]。

本稿では，Ⅰ節で，C-D 型関数についてのクロス・セクション計量分析結果を，Ⅱ節で，タイム・シリーズの計量分析結果を示す。Ⅲ節では，労働分

本稿の作成にあたり，本学経済学部の荒木英一氏より有益なアドバイスを頂いた。ここに記して感謝する。

1) この十分条件の理論的導出は西川（1995）「C-D 型生産関数の fit の良さと限界生産力仮説」で示した。ただし，そこでは，C-D 型「生産」関数がクロスで成立する場合の実際の可能性を予想して要素価格が「定数項」となる場合を想定したが，「無相関」に拡張できる。なお，「生産」または「所得」に「」を付けるときは，C-D 型関数の当該係数値が実績値の労働分配率と資本分配率に一致する場合である。

配率の安定性をもたらすメカニズムについて分析する。Ⅳ節では，このような計量分析結果になった理論的・計量的メカニズムを考察する。Ⅴ節では，以上の結論として，技術進歩率の測定問題について，技術進歩の測定は，生産関数ではなく C-D 型「所得」関数を出発点にすべきであることを提示する。

Ⅰ．クロス・セクション分析

Cobb-Douglas が，Cobb-Douglas 型生産関数を提案して以来，勢力的に「集計」C-D 型生産関数についての実証が試みられてきた。「集計」C-D 型生産関数が成立するためには，「集計」を可能にする理論的条件を満たすことが必要だが，現実の経済がこの条件を満たしているとは考えられない[2]。それにもかかわらず，計量分析において，概ねその fit の良さが支持されてきたという経緯がある。ただし，そこで用いられたデータの「質」については，誰もが懐疑的であった。すなわち，我々は，信頼できるデータをもっていないのである。近年，アメリカでは，産出を５種類の投入要素 *KLEMS*——資本 *K*，労働 *L*，エネルギー*E*，非エネルギー原材料 *M*，対事業所サービス（購入）*S*——から捉える *KLEMS* データが整備され，データの測定と集計において改良が模索されている。

本稿で使用するデータは，アメリカ労働統計局のデータをもとに，W.Gullickson 等によって作成された *KLEMS* データである[3]。このデータは，アメリカの 1955年～1988年の製造業における産業別20分類 —— SIC20～39 ——のものである。当該データについての説明はGullickson, W., and M. J. Harper (1987) と Gullickson (1992) に記されているので，本稿では最小限に留める。さて，最も困難な「資本投入」は，設備，構造物，在庫，土地という物的資産からのサービス（フロー）として定義される。「償却」資産である設備と構造物からのサービスは，年齢とともに減価すると仮定し

2) この点について，新古典派理論家の総括として Stiglitz & Uzawa, ed (1969), p. 310 を，如何に非現実的であるかを論じた Fisher (1969) (1971) を参照されたい。
3) Gullickson 氏の好意によりこのデータを入手した。ここに記して感謝する。

て計算する。各産業の（25タイプに分類された）資本ストック量は，推定インプリシット・レンタル価格[4]にもとづく加重を用いて集計される。また，労働投入量は当該産業の全従事者の総労働時間で測られ，当該総労働賃金コストからインプリシットに賃金率が求められる。産出と資本投入についても当該「量」が直接的 explicit に測定され，当該「価格」がインプリシット implicit に求められているので（以下で利用する）恒等関係が成立する。ただし，本稿の分析で用いる各産業の「産出」とは，当該産業の「資本と労働」投入だけからの（いわば）ネット産出であり，換言すると，（粗）産出からエネルギー E，非エネルギー原材料 M，対事業所サービス S という外部からの中間購入を控除したものである[5]。

はじめに，記号の定義を次のようにする。（ある期の）産業 i の名目産出額 Y_i，名目労働所得（コスト）W_i，名目資本所得（支払）R_i，生産物価格 P_{Qi}，賃金率 P_{Li}，資本価格 P_{Ki}，実質産出 Q_i，労働投入量 L_i，資本投入量 K_i とする。

理論分析より明らかになったことは，データの平均労働分配率を $\bar{\theta}$ とすると，分配率の変動が小さいとき，推定式（推定結果）から

（1）　$\log Y_i = H + \bar{\theta}\log W_i + (1-\bar{\theta})\log R_i$,　H:Constant,　$i=1\sim n$,

という C-D 型「所得」関数をクロス分析から得ることができる。（1）式に，$Y_i \equiv P_{Qi}Q_i$，$W_i \equiv P_{Li}L_i$，$R_i \equiv P_{Ki}K_i$ を代入すると，

（2）　$\log Q_i = H + \bar{\theta}\log L_i + (1-\bar{\theta})\log K_i + \bar{\theta}\log(P_{Li}/P_{Qi}) + (1-\bar{\theta})\log(P_{Ki}/P_{Qi})$

を得る。（2）式は単なる数式の展開であるが，推定式として（2）式が得られ

4) 資本のインプリシット・レンタルプライスは，｛新資本財価格（割引率＋経済的減価償却率）－新資本財価格再評価率｝をもとに課税を考慮して定義される。再評価率は，新投資財のデフレータの3年移動平均を用いる。なお，資本のインプリシット・レンタルプライス測定についての議論は，Harper, Berndt and Wood (1989) を参照されたい。

5) 産業分類がこまかくなると，中間生産物の購入（変化）は当該産業の生産関数推定に無視できない影響を与える。換言すると，マクロでは産業は統合されるので中間生産物は相殺される。

るかどうかは（厳密に(1)式が成立する場合を除いて）別問題である。この成立範囲（条件）については後で議論する。今，回帰から(2)式が得られたとして，更にここからC-D型「生産」関数が得られるための十分条件は，相対価格項（P_{Li}/P_{Qi}, P_{Ki}/P_{Qi}）が数量項（L_i, K_i）と無相関である場合である。というのは，この場合には相対価格「項」を除外しても，そのことによって数量項の係数推定値は変化しないからである[3)]。このとき，期待されるC-D型「生産」関数を(2)式より導くことができる。以上が我々の理論的推論であるが，このような論理的関係が存在するかどうかをアメリカのデータを用いて検証しよう。

検証される関数型は，次の(イ)所得関数型と(ロ)生産関数型

（イ）　$\log Y = A + B\log W + C\log R$

（ロ）　$\log Q = A + B\log L + C\log K$

である。さらに，適用されるデータの違いにより，以下の4パターン

①所得関数型(イ)――製造業の全データで(イ)式を用いた推定

②生産関数型(ロ)――製造業の全データで(ロ)式を用いた推定

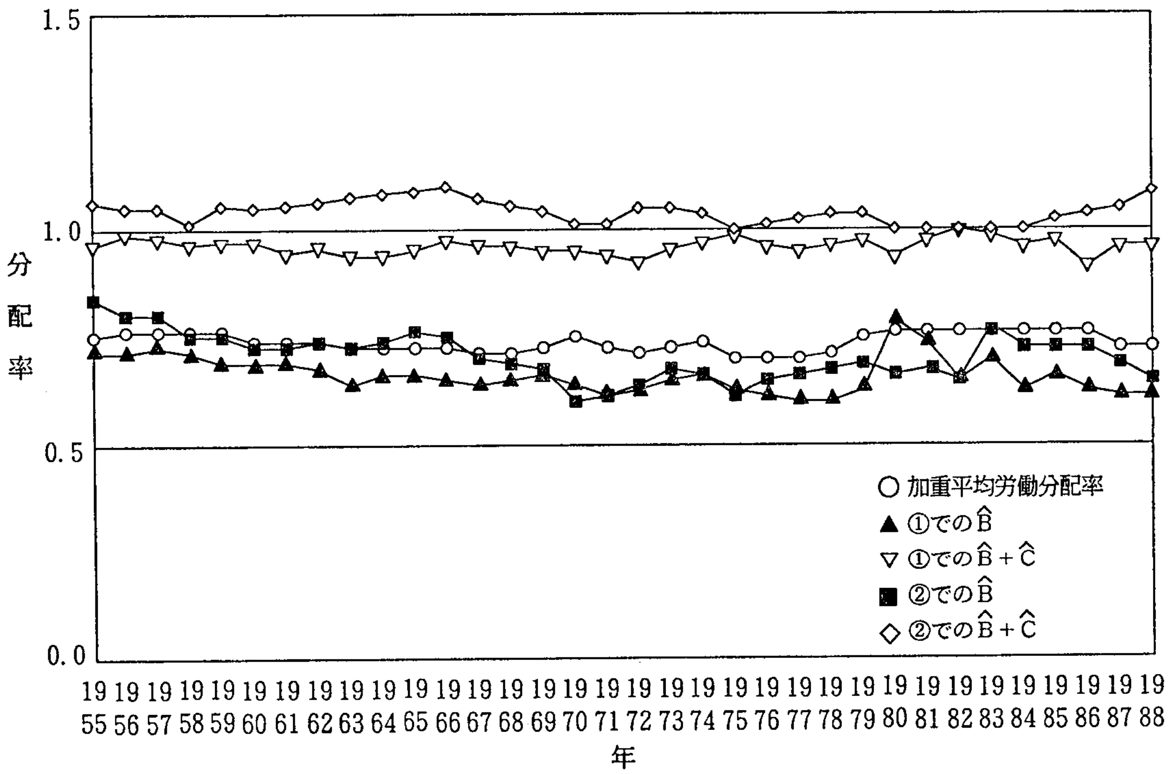
③所得関数型(イ-1)――SIC21 と SIC29 を除いたデータで(イ)式を用いた推定

④生産関数型(ロ-1)――SIC21 と SIC29 を用いたデータで(ロ)式を用いた推定

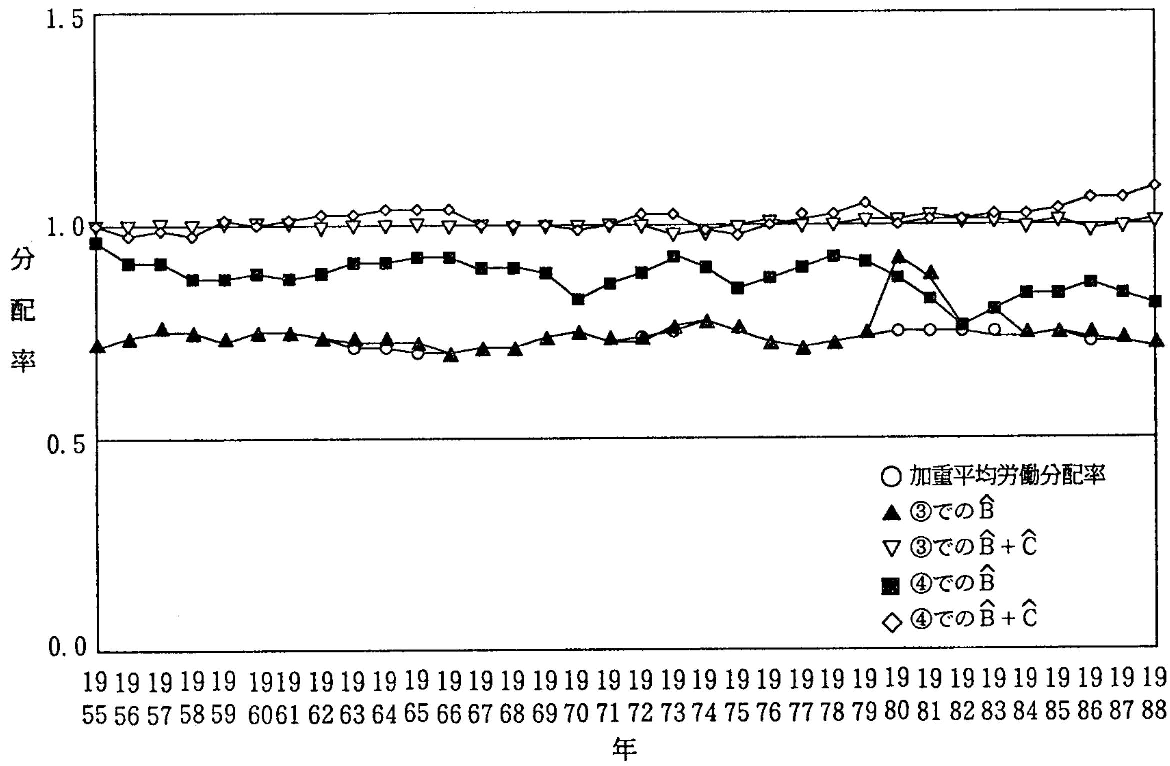
に分けられる。補足すると，ここで③④を別立てとしたのは，タバコ産業SIC21 と石油製品産業 SIC29 の労働分配率が製造業の中で掛け離れて低いことによる。1955年～1988年の加重平均労働分配率は，「全」製造業で0.733であるが，タバコ産業SIC21は0.372，石油製品産業SIC29は0.454である。また，両産業の生産額ウェイトは小さく，1988年でのシェアはそれぞれ1.3％と2.3％である。労働分配率の変動係数（労働分配率の標準偏差/平均労働分配率）は，全製造業平均では0.18，SIC21 と SIC29 を除くと0.10となり半減する。

6）例えば，Maddala，3章 3.4と3.9，参照。

第1図　実績値と推定値(イ)(ロ)



第2図　実績値と推定値（SIC21, 29を除く）



さて，(イ)(ロ)において推定値 $\hat{B}$ が加重平均実績値労働分配率，推定値 $\hat{C}$ が加重平均実績値資本分配率に近似することが期待されているのだが，①②③④の内どの推定結果がデータの実績値に近いのだろうか。第1図は，加重平均実績値労働分配率と①②での推定結果を，第2図は加重平均実績値労働分配率と③④での推定結果を示している。

この2つの図からの結論は，（第2図の）③所得関数型(イ-1)での fit の良さである。この判断基準は，図で「丸印の折れ線」で示された加重平均実績値労働分配率と推定労働分配率 $\hat{B}$ が近似し，且つ推定値 $\hat{B}+\hat{C}$ が1に近似することである。この所得関数型(イ-1)の fit で問題となるのは，1980年，1981年，1983年の労働分配率における乖離である。この乖離は，1980年から1983年にかけてアメリカの景気が急速に悪化し，稼動率低下から労働分配率の（増加）変動が生じたことによるものと推測される[7]。

その他の点で注目すべきことがらは，実際のデータでは，加重平均労働分配率と単純平均労働分配率にほとんど差異がないことである[8]。

それでは，クロス・セクション・データでは C-D 型「生産」関数は成立しないのであろうか。クロス・セクション・データで C-D 型「生産」関数が現実を近似するようにみえる期間は，労働分配率から判断すると第1図で観察される「全製造業での1958年から1964年の期間」であるが，この期間においても $\hat{B}+\hat{C}$ は平均1.045となり1を相当上回る。したがって，両図から判断して，近年に整備されつつあるクロス・セクション・データにおいて，C-D 型生産関数は実績値を近似しない。それのみならず，実績労働分配率と C-D 型生産関数推定値 $\hat{B}$ は「逆」方向に変化する傾向がみられる。さらに，④生産関数(ロ-1)の回帰では，期間1955～69年，71年～74年において，有意水準5％で「$C=0$」の帰無仮説を棄却できない。

7) 1979年から1984年間の稼働率は，85.4，80.2，78.8，74.9，72.8，80.4であった (Table B-51, in Economic Report of The President, 1991)。

8) (1955年～1988年期間平均で）全製造業では，加重平均労働分配率は0.733と単純平均労働分配率は0.723であり，また，SIC21, 29を除いた製造業では，それぞれ0.745と0.758である。

結論として，C-D 生産関数型(ロ)は，適切な関数型とはいえない。その原因は，分配率の分散がクロスでは大きいこと，労働力 L_i，資本量 K_i，資本相対価格 $(P_{Li}/P_{Qi},\ P_{Ki}/P_{Qi})$ の間には相当の相関関係が存在するところにある。この点については，さらにⅢ節で分析する。

Ⅱ．タイム・シリーズ分析

はじめに，C-D 型「生産」関数が成立する理論的説明を要約しておこう。

≪1≫　所得恒等式　$Y_t=W_t+R_t$ より，

(Ⅱ-1)　$\log Y_t=H_0+B_t\log W_t+(1-B_t)\log R_t-(D_t-D_0)$

H_0 : 0 期の積分定数

$B_t\equiv W_t/Y_t$

$D_t\equiv B_t\log B_t+(1-B_t)\log(1-B_t)$

$(t=0,\ 1,\ 2,\ \cdots\cdots)$

が成立する。

≪2≫労働分配率 B_t がほぼ不変のとき，(Ⅱ-1)式が意味することは，推定式として，

(Ⅱ-2)　$\log Y_t=H_0+\theta^*\log W_t+(1-\theta^*)\log R_t$,　θ^* :実績値労働分配率

を得ることができるということである。この式を時間 t で微分すると，

$$g_Y=\theta^* g_W+(1-\theta^*)g_R, \qquad g_X\equiv(dX/dt)/X,\ (X=Y,\ W,\ R)$$

(Ⅱ-2)′　$\theta^*=(g_Y-g_R)/(g_W-g_R)$

となる。

≪3≫　他方，技術進歩水準の代理変数を $\log A_t$ とした「技術進歩」C-D 型生産関数は，

(Ⅱ-3)　$\log Q_t=\log A_t+B_1\log L_t+(1-B_1)\log K_t$,　　B_1 : Constant

で表わされる。この式を時間 t で微分すると，

$$g_Q=g_A+B_1g_L+(1-B_1)g_K, \qquad g_X\equiv(dX/dt)/X,\ (X=A,\ Q,\ L,\ K)$$

(Ⅱ-3)′　$B_1=(g_Q-g_K-g_A)/(g_L-g_K)$

となる。

≪4≫ 今，C–D 型生産関数の B_1 が実績値労働分配率 θ^* と一致する条件を求めるために，(Ⅱ-2)′と(Ⅱ-3)′を用いて (θ^*-B_1) を計算すると，

(Ⅱ-4) $$\theta^*-B_1=\{1/(g_L-g_K)\}\{\theta^*(g_L-g_K)-g_Q+g_K+g_A\}$$
$$=[g_A-\{g_Q-\theta^*g_L-(1-\theta^*)g_K\}]/(g_L-g_K)$$

となる。

≪5≫ 次に，Solow (1957) が示提した技術進歩率の測定方法を説明しよう。Solow は，「限界生産力仮説」，「生産関数の1次同次」，「中立的技術進歩」を前提にすると，(C–D 型関数であるというように) 具体的な生産関数の型を特定しなくても，技術進歩率 g_A^S は，

(Ⅱ-5) $$g_A^S\equiv g_Q-B_tg_L-(1-B_t)g_K$$

で表わされることを示した[9]。ただし，B_t は各時点の実績値労働分配率である。

≪6≫ ここで，(Ⅱ-2)式の θ^* についての最小2乗推定量の性質を考えると，推定値 $\hat{\theta}$ は真のパラメータ θ^* と (ウエイトされた) 確率的誤差項からなる確率変数である。このことを考慮すると，実績値労働分配率 B_t の分散が十分小さいとき，Solow が定義した(Ⅱ-5)式の B_t をほぼ θ^* とみなすことができ，このとき，g_A^S は

$$g_A^S\fallingdotseq g_Q-\theta^*g_L-(1-\theta^*)g_K$$

で近似される。この関係式を(Ⅱ-4)式の最終項の g_A に代入すると，(Ⅱ-4)式の右辺は0に近似し，したがって，$\theta^*\fallingdotseq B_1$ となる。後者は，(Ⅱ-3)の「技術進歩」C–D 型生産関数が，「技術進歩」C–D 型「生産」関数——すなわち，回帰係数 B_1 が実績値労働分配率，回帰係数 $(1-B_1)$ が実績値資本分配率——になることを意味している。

9) Solow 定義での技術進歩率 g_A^S は，不況期に頻繁に「負」値を示す (これは，技術水準の低下を意味する)。そこで，さまざまな稼働率調整が試みられている。我々は，技術進歩率は長期トレンドで捉えられるべきだと考える。

以下では，上に述べたC-D型「生産」関数成立の理論的説明がデータと矛盾しないかどうか検討しよう。第1点目として，「ほぼ不変の労働分配率」という十分条件は，前述のW. Gullicksonデータでは満たされている。というのは，全製造業における実績値労働分配率の平均値は0.733，標準偏差は0.017（変動係数は0.023）であり分配率は極めて安定しているからである。この安定がどのように実現されたかを調べるために，産業別に分析したのが第1表である。この表は，製造業の20産業分類において，1955-1988年間の時系列データより，各産業についてそれぞれ，労働分配率トレンド $G\theta_i$ と製造業に占める当該産業の付加価値シェア・トレンド $G(Y_i/Y)$ を求めたものである（ただし，トレンドは年平均変化率であり，産業の表示順序は $G\theta_i$ の大きい順である）。

第1表　製造業における労働分配率と付加価値シェアのトレンド

	産業分類	労働分配率トレンド $G\theta_i$	シェア・トレンド $G(Y_i/Y)$
1	SIC37	+0.596（%）	−0.431（%）
2	SIC33	+0.587	−2.075
3	SIC32	+0.426	−0.832
4	SIC28	+0.341	+0.291
5	SIC35	+0.286	+0.804
6	SIC38	+0.276	+1.601
7	SIC30	+0.155	+1.353
8	SIC26	+0.097	+0.348
9	SIC36	+0.036	+0.977
10	SIC22	−0.001	−1.609
11	SIC31	−0.187	−3.854
12	SIC25	−0.209	−0.034
13	SIC24	−0.284	+0.101
14	SIC34	−0.329	+0.042
15	SIC23	−0.343	−1.156
16	SIC20	−0.345	−0.429
17	SIC27	−0.371	+0.868
18	SIC39	−0.542	−0.470
19	SIC29	−0.648	+0.126
20	SIC21	−1.312	+1.482

製造業全体の労働分配率は各産業の労働分配率の付加価値加重平均である。ここから，製造業全体の労働分配率の安定性は，「労働分配率の増加傾向を示す産業数と低下傾向を示す産業数がほぼ半々であること」(第1表を参照）と「労働分配率が低下傾向を示す産業と，相対的に成長率が高い産業との間には相関がない」($G\theta_i$ と $G(Y_i/Y)$ の単相関係数は -0.16 と極めて小さい）という事実から導かれる相殺作用に求めることができる（これに関する分析はⅢ節でおこなう)。

次に，分配率がほぼ不変のとき，(Ⅱ-2)式が成立することは，次の推定式から確認できる。名目価格 (Current Price) を (P_{Qt}, P_{Lt}, P_{Kt})，数量を (Q_t, L_t, K_t) で表わし，$Y_t \equiv P_{Qt}Q_t$，$W_t \equiv P_{Lt}L_t$, $R_t \equiv P_{Kt}K_t$ を，(Ⅱ-2) 式に代入すると

$$(3)\quad \log Q_t = H_0 + \theta^* \log L_t + (1-\theta^*)\log K_t + \theta^* \log(P_{Lt}/P_{Qt}) + (1-\theta^*)\log(P_{Kt}/P_{Qt})$$

となる。そこで，(3)式が回帰として得られるかどうかを，稼動率調整した W. Gullickson データ（上付き記号～で示す）を用いて[10]，最小2乗法で推定すると，

$$(3)'\quad \log Q_t = \underset{(t\,値=29)}{0.5638} + \underset{(178)}{0.7361}\log L_t + \underset{(98)}{0.2666}\log \tilde{K}_t + \underset{(219)}{0.7332}\log(P_{Lt}/P_{Qt}) + \underset{(146)}{0.2665}\log(\tilde{P}_{Kt}/P_{Qt})$$

$$R^2 = 0.999,\ \text{D. W.} = 1.94$$

となる。この係数推定値は，所得型関数における Fit の良さを示している。

ここで,「Solow の技術進歩率の定義」の意味を考察するために，次のような回帰をしよう。

$$(4)\quad \log(Q_t/A_t) = \underset{(t=11)}{0.292} + \underset{(128)}{0.748}\log L_t + \underset{(67)}{0.26}\log \tilde{K}_t$$

10) 資本ストック稼働率は，Table B-51 (Economic Report of The President, 1991) をもちいた。なお，以下では，Solow の A_t の計算ではラグが生じるので，比較上，分析期間を1955年から1988年とする。

$$+0.0048\log(P_{Lt}/P_{Qt})-0.0043\log(\tilde{P}_{Kt}/P_{Qt})$$
$$(1.01)\qquad\qquad(-1.657)$$

$$R^2=0.999,\ \mathrm{D.W.}=1.72$$

ここで，A_t は Solow が定義した技術水準である。この推定式では，$\log(P_{Lt}/P_{Qt})$ と $\log(P_{Kt}/P_{Qt})$ について「当該係数値が 0 である」という帰無仮説を有意水準 5 ％で棄却できない（当該変数は，不必要な変数)。ここで，(3)′と(4)を比較すると Solow の Trick は明白になる。Ⅲ節で分析するが，(3)′式こそが信頼のおける推定式である。Solow が提案したことは，(3)′式の右辺の後半部分（相対価格部分と呼ぶことにする）——$0.734\log(P_{Lt}/P_{Qt})+0.267\log(\tilde{P}_{Kt}/P_{Qt})$——を$\log A_t$ と定義し[11)]，(3)′式の相対価格部分を左辺に移行することによって，C-D 型「生産」関数を得たにすぎない。換言すると，(4)式の左辺は相対価格部分（技術進歩）が取り除かれた後の産出量であり，このとき，(4)式の右辺は，(3)′式が成立するときは常に C-D 型「生産」関数となる。というのは，不必要な変数——(4)式右辺の相対価格部分——を除外してもその他変数の係数推定値は変らないからである[12)]。

それでは，なぜ「相対価格部分」[13)] が「技術進水準」の代理変数となり，「その増加率」が「技術進歩率」とみなすことができるのだろうか。それは，技術進歩率の効果は要素報酬率の変化となって顕示されるからである。そこで，実質賃金率と実質資本サービス価格を時間に回帰させて各トレンドを求めると[14)]，年平均増加率はそれぞれ +0.020 と −0.014となる。これを分配率で加重し，「全要素報酬」増加率をもとめると，年平均 0.011，即ち，1.1 ％となる。これは Solow の技術進歩率（A_t のトレンド）と一致する。

---

11) (3)′式を時間に関して対数微分し，(Ⅱ-5)を参照されたい。

12) 換言すると，不必要な変数を含めても推定量の偏りには影響を及ぼさない（例えば，Maddala，第3章 3.9参照)。

13) 相対価格部分の第1項は実質賃金率であり，第2項は実質資本サービス価格である。

14) $A_0e^{gt}\equiv(A_1e^{g_1t})^{\theta}(A_2e^{g_2t})^{1-\theta}$ より $gt=\{\theta g_1+(1-\theta)g_2\}t+A$ となる。したがって左辺のトレンド g は，右辺の各トレンドの加重平均 $\{\theta g_1+(1-\theta)g_2\}$ である。

最後に，（中立的技術進歩を仮定した後の）生産関数の型を知るために，最小２乗法で直接，生産関数を推定すると，
稼動率調整済データでは，

$$\text{(5)}\quad \log(Q_t/A_t)=0.303+0.742\log L_t+0.265\log \tilde{K}_t$$
$$(t=11)\quad (160)\qquad (307)$$
$$R^2=0.999,\ \text{D. W.}=1.50$$

稼動率未調整データでは

$$\text{(6)}\quad \log(Q_t/A_t)=0.284+0.745\log L_t+0.249\log K_t$$
$$(t=8)\quad (123)\qquad (229)$$
$$R^2=0.999,\ \text{D. W.}=0.884$$

となる。両式において，$\log L_t$ の推定係数値が労働分配率（データの実績値0.733）に，$\log K_t$ の推定係数値が資本分配率になることが新古典派では期待されているが，両式の Fit は，確かに良い（ただし，稼動率未調整では，D. W.=0.884 においてパスしない)。しかし，この Fit の良さは，限界生産力仮説を支持するものではなく，Fit の十分条件である「分配率が小さいこと」と「Solow の技術進歩率の定義」から導かれたものである。

Ⅲ．労働分配率の安定性

製造業全体の労働分配率の安定性は，「労働分配率の増加傾向を示す産業数と低下傾向を示す産業数がほぼ半々であること」（第１表を参照）と「労働分配率の低下傾向を示す産業と，高い相対的成長率をもつ産業との間には相関がない」（$G\theta_i$ と $G(Y_i/Y)$ の単相関係数が−0.16と極めて小さい）という事実から生じる「相殺作用」に求めることができる。この事実は，任意の産業において，「労働分配率トレンド」と「産業の相対的拡大」とが「一方的に直結しないメカニズム」があることを予想させる。そこで，このメカニズムの仮説を提示するために，次の回帰をしよう。被説明変数として「労働分配率トレンド $G\theta_i$」，説明変数として「製造業賃金率指数に対する当該産業賃金率指数のトレンド $G(P_{Li}/P_L)$」，「当該産業の労働量シェアのトレン

ド $G(L_i/L)$」，「製造業資本サービス価格指数に対する当該産業資本サービス価格指数のトレンド $G(P_{Ki}/P_K)$」，「当該産業の資本量シェアのトレンド $G(K_i/K)$」とした推定式[15]，

$$(\text{ハ-3})\quad \underset{(t=-0.5)}{G\theta_i=-0.0002}\underset{(-0.05)}{-0.002G(P_{Li}/P_L)}\underset{(3.5)}{+0.21G(L_i/L)}$$
$$\underset{(-11.9)}{-0.25G(P_{Ki}/P_K)}\underset{(-3.6)}{-0.21G(K_i/K)}$$
$$R^2=0.93,\ \text{D.W.}=2.3$$

をもとめる。(ハ-3)式は，$G\theta_i$ の総変動のうち $G(P_{Ki}/P_K)$ 項が大半を説明すること[16]，定数項と $G(P_{Li}/P_L)$ 項は「不必要な説明変数」であること，製造業全体と同じ拡大率を示す産業では不変の労働分配率となること[17]，を示している。さて，相対的に規模を拡大する成長産業では，資本量と労働量を（相対的に）増加させる（両者の単相関係数は0.89)[18]。(ハ-3)式より，相対的資本増加 $G(K_i/K)$ は労働分配率を引下げ，相対的労働増加$G(L_i/L)$は労働分配率を引上げる方向に作用する。また間接的に，資本増加$G(K_i/K)$は資本サービス価格 $G(P_{Ki}/P_K)$ と「負」相関するので（単相関係数－0.51)[19]，成長産業での $G(P_{Ki}/P_K)$ 項は労働分配率に対して引上げる方向に作用する[20]。また，労働増加 $G(L_i/L)$ は資本サービス価格 $G(P_{Ki}/P_K)$ と「負」相関するので（単相関係数 －0.32)，成長産業での $G(P_{Ki}/P_K)$ 項は労働分配率に対して引上げる方向に作用する。これらの相殺作用から，

15) $z_i\equiv P_{Li}L_i/P_{Ki}K_i$ とおくと，労働分配率 $\theta_i=1/\{(1/z_i)+1\}$ より，θ_i と各変数は関数関係にある。

16) $G\theta_i$ と $G(P_{Ki}/P_K)$ との単相関係数は，－0.92ときわだって高い。また，(ハ-3)式で $G\theta_i$ と $G(P_{Ki}/P_K)$ との偏相関係数の2乗も0.91と高い。

17) 相対的拡大率は｛(当該産業の変数トレンド)－(製造業の当該変数トレンド)｝で定義され，同じ拡大率では各項ともゼロとなり，また，定数項も（t 値から判断して）ゼロ値である。

18) ただし，製造業での資本増加トレンドは3.8%であり，労働のそれは0.4%と低い。

19) 同様に，当該産業生産物価格で実質化された「実質」資本サービス価格 $G(P_{Ki}/P_{Qi})$ と資本ストック増加 $G(K_i/K)$ も「負」の相関関係（単相関係数 －0.3）にある。この理由として，当該産業における「技術革新（進歩)」が考えられる。

20) この相殺作用が主たる作用であることは，定数項，(P_{Ki}/P_Q)，$G(K_i/K)$ の3項での回帰による決定係数値が0.86であることから確かめられる。

当該産業の労働分配率トレンド$G\theta_i$と相対的な規模拡大との間には，一方的な相関関係が観察されなくなると推測される。

次に，相対的に規模を拡大する産業において，相対的資本増加$G(K_i/K)$，が，相対的資本サービス価格低下$G(P_{Ki}/P_K)$——(単相関係数-0.51)——を伴なう原因を検討してみよう。資本サービス価格とは，資本ストックから当該期の生産に投入される「フロー資本量の単位当たり価格」である。このような産業ごとの資本サービス価格は，どのような要因により変化するのであろうか[21)]。まず，資本ストックの構成変化要因を考えてみよう。資本ストック集計は Törnqvist 指数が用いられているので，例えば，建物と機械設備の減価償却率の相違は集計の際にフロー量の変化として反映されるので，直接には，資本サービス価格の変化要因とはならない[22)]。また，利子率と税制要因は，ほぼすべての産業に同じような影響を与えると考えられるので，特定の資本サービス価格の変化の要因とはならない[23)]。このような消去法でいくと，特定産業の資本サービス価格が低下するのは，当該産業で使用される諸資本財価格が相対的に低下するからである。この低下は，当該産業において投入比重の高い資本財でのコスト低下技術革新（技術進歩）によってもたらされた結果であろう。次に，資本サービス価格低下$G(P_{Ki}/P_K)$が，なぜ相対的資本増加$G(K_i/K)$と結びつくのだろうか。その主たる原因は，当該資本財技術革新と表裏一体をなす当該技術革新生産物の需要拡大（創造）であろう。そして，従たる原因として，当該資本サービス価格低下により，当該生産物価格が低下して需要が増加するのであろう。この関係は，相対的資本増加$G(K_i/K)$と製造業生産物価格に対する当該生産物価格比率のトレンド$G(P_{Qi}/P_Q)$の単相関係数が-0.42であること，そして当該生産物価格

21) 集計 implicit の資本サービス価格は，各資本財のレンタルプライス導出の類推から，{資本財価格（割引率＋経済的減価償却率）－資本財価格再評価率} という関係項目をもつ。ただし，ここでの問題は，集計 implicit の資本サービス価格「変化」の産業別差異の原因であることに注意。

22) Harper, Berndt and Wood (1989) p. 343 参照。

23) 資本サービス価格の構成要素として，他に純利潤率が含まれるが，相対的に拡大する産業で純利潤率レベルの低下傾向があるとは考えられない。

比率のトレンド $G(P_{Qi}/P_Q)$ と相対的生産物量増加 $G(Q_i/Q)$ の単相関係数が−0.63であること，から確認できる。

Ⅳ. 分配率の標準偏差とC-D型「所得」関数の成立

理論分析より明らかになったことは，データの平均労働分配率を $\bar{\theta}$ とすると，分配率の標準偏差が小さいとき，所得恒等式

$$Y_i = W_i + R_i$$

から，

$$\log Y_i = H + \bar{\theta}\log W_i + (1-\bar{\theta})\log R_i, \quad H: \text{Constant},\ i=1\sim n$$

というC-D型「所得」関数が，クロスとタイムシリーズで成立するということである。したがって，C-D型「所得」関数こそが，信頼のおける利用可能な「C-D型関数」であり，このもとで，さらに「特定のいくつかの条件」が満たされる場合にのみC-D型「生産」関数が成立するのである。理論的因果関係は，この順序で成立しているのである。

それでは，労働分配率の標準偏差がどれくらい小さいとき，C-D型「所得」関数が成立するであろうか。これをシミュレーションをもちいて検討してみよう。

クロスセクションのシミュレーション・データの一例として，データは以下のようにして作った。相関係数 r の2変量正規乱数をもちいて，賃金所得 W_i（平均700，標準偏差 S_W）と資本所得 R_i（平均300，標準偏差 S_R）の100組のデータをつくる。このデータで，次の関数モデル

$$(7)\quad \log Y_i = A + B\log W_i + C\log R_i$$

を最小2乗法で推定する。そして，モデルの「B の真の値が，データの単純平均労働分配率 $\bar{\theta}$ である」という仮説を1％の有意水準でテストする（t 検定)。これを300回繰り返して，仮説が棄却された回数を数える（第2表の第3列)[24]。つぎに，推定値 $\hat{B}$ がデータの平均労働分配率 $\bar{\theta}$ から絶対量で±2％以上乖離した回数を数える（第2表の第4列)。同様の検定を係数 C につ

24）実験回数500回でも棄却比率は，似通っていた。

いておこなう。以上が労働分配率のある標準偏差をもつデータでのひとつのシミレーションであり，その結果を表の「行」に記す。次に，S_W と S_R を増加させ，より大きな労働分配率の標準偏差をもつデータを作る。そして，当該データを用いてシミュレーションし，その結果を次の「行」に記す。第２表は，このようにして，労働分配率に関する15個の標準偏差でのシミュレーション結果を示したものである。ただし，第２表は，$r=0$，賃金所得 W_i の変動係数と資本所得 R_i の変動係数が同じという条件のもとで作られたデータでシミュレーションした結果である。

これ以外にも，賃金所得 W_i と資本所得 R_i のデータの相関係数 r と変動係数の違いが棄却回数に与える影響を分析した。その結果として，（θ の同じ標準偏差値で比較すると），相関係数 r が「負」相関するデータでの棄却回数は多くなる。変動率が相対的に大きい変数の棄却率が高くなる。他方，上述したデータ作成方法と少し違った方法で作成したデータでも分析をおこ

第２表　シミュレーション（各行実験回数300回）

平均労働分配率 $\bar{\theta}$	θ の標準偏差	$B=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{B}$の２％乖離 [棄却回数]	$C=1-\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{C}$の２％乖離 [棄却回数]
0.700	0.006	23(32)	0(0)	10(31)	0(0)
0.700	0.012	23(38)	0(0)	17(36)	0(0)
0.700	0.018	18(36)	0(0)	12(35)	0(0)
0.700	0.024	32(38)	0(0)	32(37)	0(0)
0.699	0.030	43(35)	0(0)	46(29)	0(0)
0.699	0.036	48(37)	1(1)	55(38)	1(1)
0.698	0.043	75(35)	21(0)	73(41)	11(0)
0.698	0.049	96(49)	34(4)	88(43)	31(2)
0.697	0.056	108(52)	52(10)	107(48)	45(6)
0.697	0.062	123(62)	87(24)	105(51)	69(21)
0.695	0.070	143(66)	125(40)	127(75)	110(39)
0.695	0.076	145(81)	150(63)	146(62)	162(50)
0.694	0.084	177(82)	194(82)	179(95)	202(97)
0.692	0.093	204(113)	226(136)	187(104)	220(119)
0.690	0.101	210(129)	238(156)	197(123)	240(150)

（　）内は規模格差データ・シミュレーション

なった。それは，小規模企業群と大規模企業群という規模格差を想定[25]したデータを作り，シミュレーションすると棄却回数は，θ の大きな標準偏差において半減する（規模格差データ・シミュレーション）。この結果は，第2表の（ ）内に記してある（ただし，$r=0$ のケース）。

以上を総合すると，労働分配率データの変動係数が0.05以下であれば，（実用として）信頼できる推定式が得られると期待できる（第2表でのゴシック行）。

実際のクロス・セクションでの労働分配率の変動係数を見ると，全製造業の変動係数（≡標準偏差／平均値）は0.18，SIC21とSIC29を除いた製造業では0.1である。第2表のシミュレーションから判断すると，変動係数0.1となる後者のケースは，t 検定で5割，2％乖離で3割が棄却されることになる。他方，規模格差データ・シミュレーションでは，各々2.5割と，1.5割が棄却されるだけである。I節でのクロス分析での実証結果をみると，実際のデータは規模格差データに近いと推定される。

さて，C-D 型「所得」関数を展開すると

（1） $\log Y_i = H + \bar{\theta} \log W_i + (1-\bar{\theta}) \log R_i$

（1）′ $\log(Y_i/P_{Qi}) = H + \bar{\theta} \log(W_i/P_{Qi}) + (1-\bar{\theta})\log(R_i/P_{Qi})$

となる。そして，（1）′式に，$Y_i \equiv P_{Qi}Q_i$，$W_i \equiv P_{Li}L_i$，$R_i \equiv P_{Ki}K_i$ を代入すると，

（2） $\log Q_i = H + \bar{\theta} \log L_i + (1-\bar{\theta})\log K_i + \bar{\theta} \log(P_{Li}/P_{Qi})$
$+ (1-\bar{\theta})\log(P_{Ki}/P_{Qi})$

となる。それでは，次の関数モデル

（2）′ $\log Q_i = B_1 + B_2 \log L_i + B_3 \log K_i + B_4 \log(P_{Li}/P_{Qi})$
$+ B_5 \log(P_{Ki}/P_{Qi})$

を推定することによって，（2）式の係数値を得ることができるのであろうか。

25）例えば，50組のデータはこれまでと同じように賃金所得 W_i（平均700，標準偏差 S_W）と資本所得 R_i（平均300，標準偏差 S_R）で作り，残り50組のデータを賃金所得 W_i（平均1400，標準偏差 $2S_W$）と資本所得 R_i（平均600，標準偏差 $2S_R$）で作る。両者とも同じ変動率と平均分配率をもつ。

即ち，(1)′の右辺第2項の実質賃金総額項を（数学的に）労働量項と実質賃金率項に分割した時に，当該両項の係数推定値が労働分配率 ($\hat{B}_2=\hat{B}_4=\bar{\theta}$) に近似するであろうか[26]。また，どのような条件があれば，我々は(2)式の推定式を得ることができるのであろうか。直感的に，(1)式がほぼ正確に成立しているならば，(2)′式において，$\hat{B}_2=\hat{B}_4=\bar{\theta}$となならざるをえない。逆に言うと，(2)′式において $B_2=B_4=\bar{\theta}$でないなら，任意の i に対して(1)式を満たすことは困難であると予想できる。それでは，シミュレーションでは，どの程度の分配率の標準偏差であれば，信頼できる(2)式を得られるのだろうか[27]。

シミュレーションは賃金所得額 W_i の分割 ($W_i=P_{Li}L_i$) に分析を限定する[28]。シミュレーション・データは以下の様にして作った。相関係数 r の2変量正規乱数から，P_{Li} と L_i の100組のデータを作る。また，正規乱数から資本所得 R_i (変動率0.05) を100個作る。このとき100組の W_i と R_i から得られるデータの期待労働分配率が0.7となるように各平均値を設定する。以上の100組のデータを用いて，

(ニ-1)　$\log Y_i=A+B\log W_i+C\log R_i$

(ニ-1)　$\log Y_i=B_1+B_2\log L_i+B_3\log R_i+B_4\log(P_{Li})$

を推定する。この推定結果から，（モデルの真のパラメータ）B, B_2, B_4 がデータの平均労働分配率 $\bar{\theta}$ に等しいという仮説を検定する。この実験を300回繰り返し仮説が棄却された回数を1％の有意水準でテストする。次に，P_{Li} と L_i の標準偏差を大きくすることによってデータの労働分配率の標準偏差が大きくなると，棄却回数がどのように変化するかを調べる。このようなシミュレーションから観察された傾向を要約すると，

①同じデータでは，「$B=\bar{\theta}$」仮説の棄却回数は，「$B_2=\bar{\theta}$」仮説と「$B_4=\bar{\theta}$」

26) (1)’の右辺第3項についても同様である。
27) 次の節で検討するが，推定式から(2)式が成立するならば，我々は(2)式を用いて「技術進歩率」を簡便に推定することができるので，(2)式の成立要件（限界）を知っておく必要がある。しかし，理論的解析は複雑すぎ困難なので，シミュレーションを用いる。
28) W_i と R_i の相関関係を分析対象としない。

仮説の棄却回数より多い。換言すると，信頼できる所得関数(1)式が成立しているならば，(2)式も成立する。

②データの労働分配率の変動率が同じならば，P_{Li} と L_i の相関係数 r が「(数値として) 大きくなると」，「$B=\bar{\theta}$」仮説の棄却回数はあまり変らないが，「$B_2=\bar{\theta}$」仮説と「$B_4=\bar{\theta}$」仮説についての棄却回数は大幅に減る。一例として，第3―1表は $r=0$ のケースであり，(　) 内の数字は，$r=0.5$ のケースである。表では，ほぼ同じ労働分配率の変動率での（ひとつの）比較値

第3―1表　シミュレーション（各行実験回数300回）

平均労働分配率 $\bar{\theta}$	θ の標準偏差	$B=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$B_2=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$B_4=\bar{\theta}$ [棄却回数]
0.713(0.713)	0.012(0.015)	33(44)	13(13)	21(9)
0.712(0.712)	0.015(0.018)	43(47)	23(8)	18(15)
0.712(0.712)	0.018(0.022)	41(50)	22(12)	20(18)
0.712(0.711)	0.021(0.025)	46(64)	28(16)	22(15)
0.711(0.711)	0.024(0.029)	55(64)	25(20)	23(17)
0.711(0.711)	0.027(0.033)	56(77)	32(22)	27(21)
0.710(0.710)	0.030(0.036)	58(88)	31(22)	35(25)
0.709(0.709)	0.033(0.040)	82(93)	41(31)	41(23)
0.709(0.708)	0.036(0.044)	83(112)	39(30)	40(25)
0.708(0.707)	0.039(0.048)	88(115)	56(32)	49(29)

(　) 内は r=0.5 のケース

第3―2表　シミュレーション（各行実験回数300回）

平均労働分配率 $\bar{\theta}$	θ の標準偏差	$B=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{B}$の2%乖離 [棄却回数]	$B_2=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$B_4=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{B}_4$の2%乖離 [棄却回数]
0.713	0.015	46	0	4	24	0
0.713	0.019	55	0	4	20	0
0.712	0.023	61	0	6	38	0
0.712	0.027	65	0	2	47	1
0.711	0.031	98	2	5	73	8
0.710	0.035	102	1	7	75	14
0.710	0.039	117	6	9	89	19
0.709	0.043	112	11	10	98	30
0.708	0.047	130	17	13	100	43
0.706	0.052	159	31	11	133	80

を下線で示してある。

③データの労働分配率の変動率が同じならば，P_{Li} と L_i の内，変動率の（相対的に）小さい変数の棄却回数は少なくなり，変動率の大きい変数の棄却回数は多くなる（それでも，「$B=\bar{\theta}$」仮説の棄却回数よりは少ない)。一例として，第3―1表の（　）内の数値（P_{Li} と L_i の各変動係数は同じ，$r=0.5$）と表3―2表（L_i の変動係数が小，$r=0.5$）での，ひとつの比較値を「ゴシック」で示してある。また，これに関する相関係数 r の変化による影響は弱い。

以上より，所得関数(2)式が成立するための「信頼の限界条件」は弱いので，信頼できる所得関数(1)式を得ることができならば，常に信頼できる所得関数(2)式を得ることができよう。

ところで，(2)式から更に C-D 型「生産」関数を導くには，(2)式の説明変数から相対価格部分を除外しなくてはならない。一般に，除外される説明変数と，残される説明変数との間に相関関係があると，除外することによって残された説明変数の推定係数値が変化する。したがって，たとえ(2)式が成立していたとしても，実際のデータでは両者の変数間で相当の相関がみられるので，相対価格部分を除外すると我々が期待する C-D 型「生産」関数を得ることができない[29)]。

上のデータの作り方はクロス分析を対象としたものである。しかし，このクロスの分析結果の傾向は，そのままタイム・シリーズの分析にも適用可能である。タイム・シリーズでのマクロの労働分配率の変動係数が0.05以下という小さい値のとき，総賃金所得 W_t と総資本所得 R_t は，（トレンドが存在するなら）ほぼ同じトレンド e^{gt} をもたざるをえない。このとき，タイム・シリーズ分析として，クロスでの分配率の分散が（増加）トレンド e^{gt} を中心に生じたものと想定したシミュレーションをすることができる。この最も簡単な変換方式を例示すると，労働分配率の標準偏差が小さいとき，タイム・シリーズで C-D 型「所得」関数が成立し，

29) 第2図は，このことを示している。

(ニ-1) $\log Y_t = H_0 + \bar{\theta} \log W_t + (1-\bar{\theta}) \log R_t$, $\bar{\theta}$: 平均労働分配率

(ニ-2) $\log Y_i e^{gt} = H_0 + \bar{\theta} \log W_i e^{gt} + (1-\bar{\theta}) \log R_i e^{gt}$

より,

(ニ-3) $\log Y_i = H_0 + \bar{\theta} \log W_i + (1-\bar{\theta}) \log R_i$

をうる[30]。これは,トレンドをもたない,クロス・シミュレーションと同じものとなる。タイム・シリーズシミュレーションの例示として,第2表と同じように作成されたデータに2%のトレンドをもたせ,(ニ-2)式を推定した結果が第4表である。第2表と第4表での $\bar{\theta}$ と θ の標準偏差は同じとなり,両結果の違いは,θ の大きな標準偏差での棄却回数がタイム・シリーズ・シミュレーションでは著しく少なくなることである[31]。

第4表　シミュレーション(各行実験回数300回)

平均労働分配率 $\bar{\theta}$	θ の標準偏差	$B=\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{B}$の2%乖離 [棄却回数]	$C=1-\bar{\theta}$ [棄却回数]	$\hat{C}$の2%乖離 [棄却回数]
0.700	0.006	27	0	25	0
0.700	0.012	32	0	32	0
0.700	0.018	35	0	34	0
0.699	0.024	43	0	38	0
0.699	0.030	32	0	35	0
0.698	0.036	41	0	47	0
0.698	0.043	57	0	56	0
0.698	0.049	63	6	61	4
0.697	0.056	52	12	55	6
0.696	0.062	59	23	49	25
0.695	0.070	68	43	71	42
0.694	0.076	88	62	70	57
0.693	0.084	91	88	91	84
0.692	0.092	106	112	99	105
0.690	0.101	130	149	122	140

30) W_i と e^{gt} は無相関である(R_i も同様)。
31) これは,トレンドによる,W_t と R_t の「見せかけの相関」による。なお,第3—1表及び説明②を参照のこと。

V．技術進歩率の測定方法

アメリカのタイム・シリーズデータでの労働分配率の変動係数は0.023なので，我々は，(2)式を用いた推定式を利用できる。そこで，(2)式を微分すると

$$(2)\quad \log Q_t = H + \theta^* \log L_t + (1-\theta^*)\log K_t + \theta^*(P_L/P_Q)_t + (1-\theta^*)\log(P_K/P_Q)_t$$

$$(9)\quad g_Q = \theta^* g_L + (1-\theta^*) g_K + \theta^* g_\omega + (1-\theta^*) g_\rho$$

ただし，$g_X \equiv (dX/dt)/X$,

となる。すなわち，産出量の増加率 g_Q は，分配率で加重された実質要素価格増加率と要素量増加率から構成される。実質要素価格増加率は，実質賃金増加率 g_ω（ただし，$\omega \equiv P_{Lt}/P_{Qt}$）と実質資本報酬増加率 g_ρ（ただし，$\rho \equiv P_{Kt}/P_{Qt}$）からなる。(9)式において，要素量増加率（$g_L$, g_K）がゼロであっても，なお産出量の増加率 g_Q が「正」であるならば，それを「技術進歩」によるものと考えてもよいだろう。このとき「技術進歩率」は「$\theta^* g_\omega + (1-\theta^*) g_\rho$」で定義される。II節での計測によると，年平均増加率は実質賃金率で＋0.020，実質資本報酬率で－0.014となり，これを分配率で加重した年平均増加率は0.011となる。即ち，「技術進歩率」は，年平均1.1％である。

所得関数から導かれ，所得関数により根拠づけられた技術進歩率（「要素価格」測定方法）は，直接検証されていない物理的「集計」生産関数と限界生産力仮説から根拠づけられた Solow の技術進歩率の測定方法よりも明確であり，また，測定がより正確で簡便であるといえよう。というのは，技術進歩の「要素価格」測定方法は，実物あるいは実質の労働量と資本量を用いる必要がないこと。実質賃金増加率 g_ω は時間当たり名目賃金率の上昇率と物価上昇率から直接測定でき，この測定に関しては比較的信頼できる。他方，実質資本報酬増加率 g_ρ については，今なお信頼できる測定は望めないが，（先進国において長期的には）経験的・理論的に当該値は小さいと予想されること，また，当該変数にかかる加重も相対的に小さいことから「無視」で

きるとも考えられる[32)]。このとき，簡易型「技術進歩率」は，アメリカの場合，トレンドとしての実質賃金増加率（+0.020）に，ほぼ不変の労働分配率（0.73）を掛けた値1.46%で近似できる。

技術進歩（革新）は，経済成長の原動力である。ところが，主流派経済理論においては，理論的に破綻しているにも拘らず，集計生産関数 $Q=F(K, L, T)$——Tは技術レベル——に固執した[33)]。この弊害をはやくから指摘していた J. Robinson (1953-4) は，「新古典派的な経済教育において生産関数——そこでは生産要素の相対価格が，所与の技術知識のもとで，それらの生産要素が雇用される比率の関数で表わされる——という概念が支配的であるということが，経済学の発展を無気力にする効果を果たしてきた。というのは，諸要素の比率という問題に関心を集中させることによって，諸要素の供給を支配する影響力や技術知識の変化の原因や結果といった，より困難な，しかし，やりがいのある問題から注意をそらされてきたからである」と主張し続けた。その後の経済成長論の足取りをみると，この J. Robinson の指摘は的を射たものであった。しかし，1980年代末から群発した「内生的成長理論」は，成長の原動力を Schumpeter の技術革新——新生産物，新資本財の出現——にもとめる成長理論を発展させている[34)]。この成長モデルによって，経済成長理論は，経済成長の本質を捉えだしたといえよう。

参 考 文 献

Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin., *Economic Growth*, McGraw Hill, 1995.

Burnside C., M. Eichenbaum and S. Rebelo., "Sectoral Solow Residuals", NBER Working Paper 5286, 1995.

---

32) ただし，これについては理論とデータについての更なる議論が必要である。

33) 理論的破綻については，Stiglitz J. S., and H. Uzawa (1969), F. M. Fisher (1969) (1971) を参照されたい。また，Burnside et al. (1995) は，トレンドを用いない場合，稼働率調整後の集計生産関数を用いた推定から「技術進歩率と産出量増加率の相関は無い」という帰無仮説を棄却できないこと，そして，この現象を Real Business Cycle 理論のみならず，どの理論も説明できないと記している。

34) 例えば，Grossman & Helpman (1991), Barro & Sala-i-Martin (1955) 参照。

Fisher, F. M., "Aggregate Production Function and the Explanation of Wage: A Simulation Experiment", *Review of Economic and Statistics,* 1971.

Fisher, F.M., "The Existence of Aggregate Production Functions", *Econometica,* 1969.

Grossman, G. M. and E. Helpman, *Innovatoion and Growth in the Global Economy,* MIT Press, 1991.

Gullickson, W., "Multifactor Productivity in Manufacturing Industries", *Monthly Labor Review,* October, 1992.

Gullickson, W., and M. J. Harper, "Multifactor Productivity in U. S. Manufacturing", *Monthly Labor Review,* October, 1987.

Harper, M. J., E. R. Berndt, and D. O. Wood, "Rates of Return and Capital Aggregation Using Alternative Rental Price", in D. W. Jorgenson and R. Landau eds., *Technology and Capital Formation,* The M. I. T. Press, 1989.

Maddala, G. S., *Introduction to Econometrics,* Macmillan, 1988. (和合肇訳『計量経済分析の方法』マグロウヒル, 1992).

西川憲二「Cobb–Douglas 型生産関数の fit の良さと限界生産力仮説」『経済経営論集』, 1995.

Robinson, J., "The Production Function and the Theory of Capital", *Review of Economic Studies,* 1953–4. (所収, 山田克巳訳『J.ロビンソン　資本理論とケインズ経済学』日本経済評論社, 1988).

Solow, R. M., "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics,* 1957.

Stiglitz J. S. ,and H. Uzawa (ed), *Readings in the Modern Theory of Economic Growth,* The M. I. T. Press, 1969.

Economic Report of The President, U. S. Government Printing Office, 1991.

(にしかわ・けんじ／経済学部教授／1996年1月8日受理)